



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 301

ISSN: 1205-9161

ISBN: 978-0-662-09541-5

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Est-ce que l'enseignement supérieur chez les jeunes femmes a considérablement réduit l'écart entre les sexes en matière d'emploi et de revenus?

par Marc Frenette et Simon Coulombe

Analyse des entreprises et du marché du travail
Immeuble R.-H.-Coats, pièce 24-I, 100, promenade du Pré Tunney, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Est-ce que l'enseignement supérieur chez les jeunes femmes a considérablement réduit l'écart entre les sexes en matière d'emploi et de revenus?

par

Marc Frenette et Simon Coulombe

11F0019 N° 301

ISSN : 1205-9161

ISBN : 978-0-662-09541-5

Statistique Canada

Analyse des entreprises et du marché du travail

24-I, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade du Pré Tunney, Ottawa K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :

Service national de renseignements : 1-800-263-1136

Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Juin 2007

Les auteurs remercient Garnett Picot, René Morissette et Ted Wannell pour leurs commentaires utiles. Toutes les erreurs qui subsistent sont imputables aux auteurs.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada.

© Ministre de l'Industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre autorisation de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (catalogue no. 11F0019MIE, no. 301).

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

Sommaire exécutif.....	5
1. Introduction.....	7
2. Méthodologie.....	9
3. Résultats.....	13
4. Conclusion.....	27
Bibliographie.....	29

Résumé

Les jeunes femmes ont gagné énormément de terrain par rapport aux hommes du même âge en ce qui concerne le niveau de scolarité atteint dans les années 1990. L'objectif de cette étude est d'évaluer le rôle que joue le niveau de scolarité, qui va rapidement en augmentant, des jeunes femmes quant à leur place relative sur le marché du travail. Les résultats indiquent que les tendances en éducation n'ont pas contribué à la réduction de l'écart au chapitre de l'emploi à temps plein. Néanmoins, elles ont favorisé une diminution de l'écart entre les revenus des hommes et ceux des femmes, et ce, plus particulièrement dans les années 1990. Il n'en demeure pas moins que les femmes ayant fait des études universitaires ont perdu du terrain par rapport à leurs homologues masculins. Cela est probablement attribuable au fait que les hommes et les femmes ont continué de choisir des disciplines traditionnelles au cours des années 1990, mais que seules les disciplines à prédominance masculine ont connu des augmentations des revenus moyens.

Mots clés : écart entre les sexes, revenus, emploi, niveau de scolarité atteint.

Sommaire exécutif

Il est parfaitement établi que les jeunes femmes ont gagné du terrain par rapport aux jeunes hommes en ce qui a trait au niveau de scolarité. En 1981, 16,2 % des femmes et 15,5 % des hommes âgés de 25 à 29 ans appartenant à la population active possédaient un grade universitaire. L'écart ne s'est creusé que modérément en 1991, où 19,1 % des jeunes femmes et 16,1 % des jeunes hommes détenaient un grade universitaire. En 2001, l'écart s'est considérablement creusé : 31,3 % des jeunes femmes et 21,6 % des jeunes hommes possédaient un grade universitaire.

L'objectif de la présente étude est d'évaluer le rôle du niveau de scolarité qui augmente rapidement chez les jeunes femmes en expliquant les tendances sur le plan de l'écart entre les sexes en matière de résultats sur le marché du travail, tels que l'obtention d'un emploi à temps plein et d'un revenu. On utilise les données du recensement pour répondre à ces questions.

L'écart entre les sexes sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein (chez les participants à la population active) s'est réduit dans les années 1980, ce qui a été fortement lié à la nouvelle composition familiale des jeunes hommes et des jeunes femmes, ainsi qu'aux facteurs non expliqués. Les jeunes hommes sont devenus graduellement plus enclins que les jeunes femmes à rester célibataires, et les célibataires sont généralement moins susceptibles d'être employés à temps plein. Les facteurs éducationnels n'ont pas contribué à réduire l'écart ou très peu. En revanche, l'écart est resté pour ainsi dire inchangé dans les années 1990.

En ce qui concerne les disparités salariales sous forme de logarithmes (chez les travailleurs à temps plein toute l'année), nous observons une forte réduction dans les années 1980, principalement liée aux caractéristiques familiales changeantes et aux facteurs inexpliqués. Toutefois, contrairement à l'écart sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein, le niveau de scolarité a joué un (petit) rôle dans la réduction des disparités salariales au cours de cette période.

En revanche, l'éducation était la principale force motrice de la (petite) réduction de l'écart dans les années 1990. En fait, l'éducation a expliqué presque entièrement la réduction de l'écart au cours de la décennie. Toutefois, contrairement aux années 1980, les autres caractéristiques n'ont généralement pas contribué à réduire l'écart, et aucune partie de la réduction de l'écart n'était pour ainsi dire inexpliquée. Le manque de réduction inexpliquée sur le plan de l'écart a été en réalité le facteur le plus important du ralentissement de la convergence sur le plan des disparités salariales dans les années 1990. Aux États-Unis, Blau et Kahn (2004) ont étudié la question du ralentissement de la convergence dans les disparités salariales entre les sexes. Ils trouvent eux aussi que le principal facteur contribuant au ralentissement de la convergence salariale est l'« écart inexpliqué ». Plus précisément, ils trouvent des preuves selon lesquelles les changements relatifs à la sélectivité de la main-d'œuvre, les changements en matière de différences entre les sexes sur le plan des capacités non mesurées et de la discrimination sur le marché du travail, ainsi que les changements liés à l'avantage relatif des fluctuations de l'offre et de la demande ont tous contribué à expliquer le ralentissement de la convergence des disparités salariales entre les sexes.

Dans les années 1990, les disparités salariales ont en fait *augmenté* modérément au niveau universitaire, mais elles sont restées inchangées au niveau collégial. La relative stabilité observée dans les disciplines que les hommes et les femmes ont continué de choisir à l'université pourrait avoir freiné la réduction de l'écart dans les années 1990. Cette stabilité pourrait en fait avoir contribué à creuser l'écart. Les diplômés des domaines de la santé et de l'éducation (domaines à

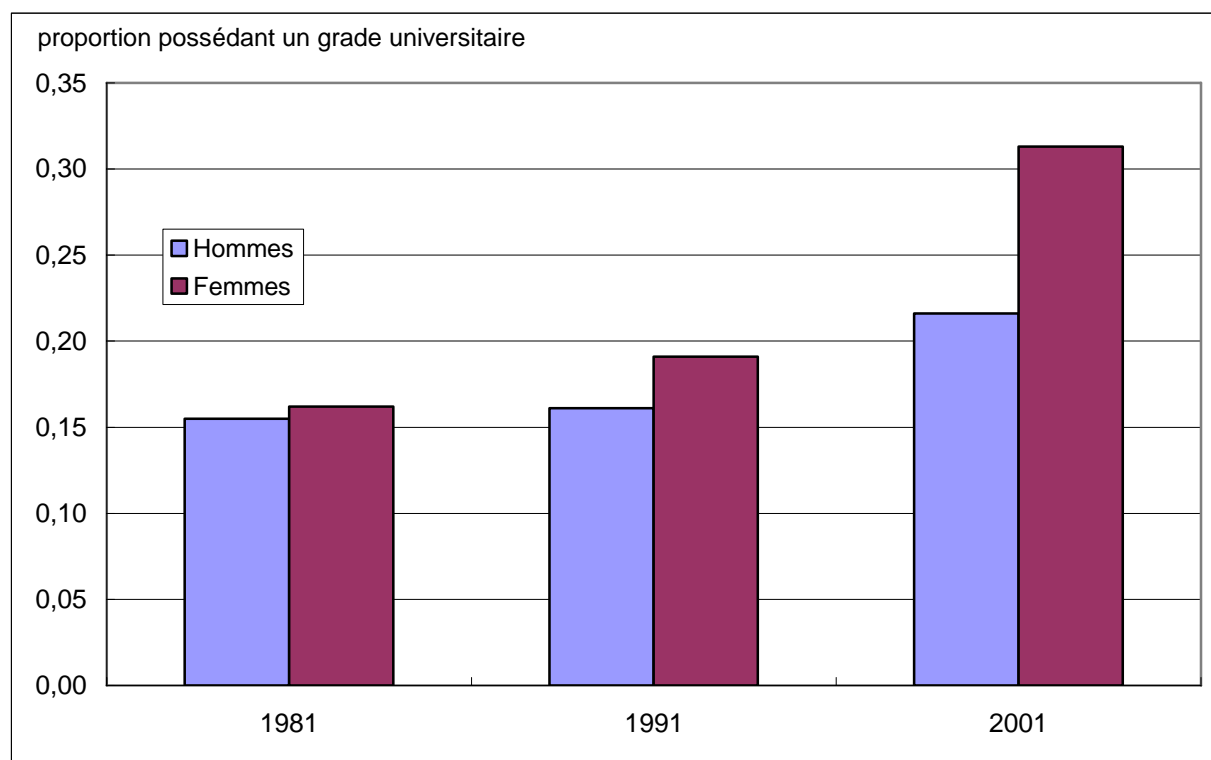
dominance féminine) ont fait face à une compression des dépenses publiques, et l'explosion de la haute technologie a aidé les diplômés du génie et d'autres domaines technologiques (domaines à dominance masculine). Par ailleurs, la hausse rapide du nombre de femmes fréquentant les universités pourrait avoir élargi vers le bas la répartition des caractéristiques non observées liées au revenu, ce qui pourrait expliquer pourquoi la composante inexpliquée est si dominante. La discipline n'était pas disponible dans les données des États-Unis utilisées par Blau et Kahn (2004). Il est toutefois probable que celle-ci était aussi un facteur dans leurs résultats.

1. Introduction

Les grandes différences dans les résultats du marché du travail qui existent entre les hommes et les femmes ont fait l'objet d'innombrables études par des économistes du travail canadiens (p. ex. Christofides et Swidinsky, 1994; Baker et coll., 1995; Gunderson, 1998; Drolet, 2001 et Finnie et Wannell, 2004). La question est importante pour plusieurs raisons, dont celle de l'équité qui n'est pas la moindre. De plus, le salaire auquel peuvent s'attendre les femmes sur le marché du travail peut avoir de grandes répercussions sur les finances publiques. Les mères seules en particulier peuvent être incitées à travailler plutôt que de dépendre d'une aide du gouvernement lorsqu'elles peuvent se trouver un emploi leur permettant de payer sans trop de difficulté les frais de garderie et les autres dépenses. Il importe aussi de mentionner que, si l'homme et la femme dans un couple s'attendaient à gagner le même salaire, bon nombre de familles pourraient disposer des ressources financières suffisantes pour que le père s'occupe des enfants à la maison pendant que la mère est au travail.

La question de la place des hommes et des femmes sur le marché du travail et de l'équité salariale a augmenté en importance dans les dernières années vu que le niveau de scolarité des femmes continue d'augmenter rapidement. Cette hausse a été particulièrement élevée chez les jeunes femmes dans les années 1990 (figure 1). En 1981, 16,2 % des femmes et 15,5 % des hommes âgés de 25 à 29 ans appartenant à la population active possédaient un grade universitaire. L'écart ne s'est creusé que modérément en 1991, où 19,1 % des jeunes femmes et 16,1 % des jeunes hommes détenaient un grade universitaire. En 2001, l'écart s'est considérablement creusé : 31,3 % des jeunes femmes et 21,6 % des jeunes hommes possédaient un grade universitaire.

Figure 1 Proportion d'hommes et de femmes possédant un grade universitaire



Note : L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés entre 25 et 29 ans.

Source : Statistique Canada, Recensements de la population de 1981, 1991 et 2001.

Malgré la hausse vertigineuse du niveau de scolarité atteint par les jeunes femmes au cours des années 1990, peu de terrain a été gagné en ce qui concerne l'équité salariale entre les sexes. En fait, les revenus des jeunes hommes et des jeunes femmes (de 25 à 29 ans) qui travaillaient à plein temps pendant toute l'année dans un emploi rémunéré sont demeurés relativement stagnants pendant les années 1990.

Nous tenterons de faire la lumière sur cette question en cherchant le rôle qu'a joué l'éducation dans l'évolution de l'écart entre les revenus des jeunes hommes et ceux des jeunes femmes (de 25 à 29 ans) au cours des années 1980 et 1990. Nous examinerons aussi le succès relatif des jeunes femmes à se trouver du travail pendant cette période. Aucune étude n'a examiné en détail ces questions depuis le début des années 90¹.

Nous savons déjà que les filles s'en tirent mieux que les garçons dans les tests normalisés des écoles primaires, et que les jeunes femmes sont plus susceptibles que les jeunes hommes d'obtenir un grade universitaire. Cependant, les hommes et les femmes optent pour des disciplines très différentes au collège et à l'université même s'il y a plusieurs bourses pour les femmes visant à les inciter à se lancer dans des disciplines non traditionnelles. Il se peut que les femmes soient moins enclines à étudier dans des domaines où les hommes sont majoritaires en raison des normes sociales et des coutumes. Dans la présente étude, nous tenterons de démêler les rôles relatifs du niveau de scolarité atteint et du domaine d'études (parmi les diplômés postsecondaires) des autres facteurs entrant en ligne de compte dans l'évolution des différences entre les sexes relativement aux résultats sur le marché du travail.

L'examen de la place relative des *jeunes* femmes sur le marché du travail est un exercice important, et ce, non pas uniquement en raison de l'évolution récente de leur niveau de scolarité atteint. D'abord, toute étude des différences entre les sexes relativement au succès sur le marché du travail devrait être basée sur une bonne mesure de l'expérience sur le marché du travail. Étant donné que la seule source de données constante pour l'étude de l'évolution du succès sur le marché du travail est le recensement, nous n'avons donc pas accès à une telle mesure². L'utilisation de la valeur estimative commune « âge, moins les années d'études, moins 5 » tiendrait très peu compte des différences de l'expérience sur le marché du travail entre les sexes (ou de la façon dont ces différences ont évolué au fil du temps). En se concentrant sur les hommes et les femmes de 25 à 29 ans, nous restreignons essentiellement l'analyse aux nouveaux venus sur le marché du travail des personnes d'expérience et, par conséquent, les différences dans l'expérience sur le marché du travail importeront donc probablement moins.

Ensuite, il est important de faire une distinction entre les effectifs et les flux dans l'examen de l'évolution de l'écart des revenus. La plupart des études n'examinent que la façon dont ont évolué les revenus de l'ensemble des hommes et des femmes en âge de travailler (c.-à-d. les effectifs). Il se peut que l'écart des revenus entre les hommes et les femmes plus âgés résulte en grande partie de vieilles pratiques en matière de dotation et de rémunération, ainsi que de normes et de points de vue sociétaux révolus. Plus précisément, ces anciennes pratiques peuvent avoir eu pour effet de limiter les salaires de départ des femmes il y a de nombreuses années, et le portrait des revenus de celles-ci

1. Finnie et Wannell (2004) ont analysé l'écart des gains entre les sexes parmi les bacheliers et bachelières récents, mais les données utilisées pour l'étude s'arrêtent en 1995.
2. Il serait aussi possible de combiner l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), mais l'EFC ne contient pas de mesure de l'expérience sur le marché du travail.

peut avoir été conséquemment touché de façon négative³. Si des facteurs tels que les lois en matière d'équité salariale, les choix changeants en matière d'éducation et la proportion décroissante de personnes gagnant le salaire minimum ont entraîné un changement dans l'écart des revenus, le plus grand impact de l'écart se fera peut-être sentir chez les nouveaux venus sur le marché du travail (c.-à-d. le flux).

L'organisation de l'étude est la suivante. La prochaine section traite des données et des méthodes utilisées dans l'analyse. On passe ensuite à la section des résultats, section dans laquelle les caractéristiques socioéconomiques des jeunes hommes et femmes entre 1981 et 2001 sont présentées. Ensuite, nous décrivons l'évolution de leurs taux d'emploi et de leurs revenus au cours de la même période. Enfin, nous décomposons les niveaux et les tendances en matière d'emploi à plein temps et d'écarts des revenus entre les jeunes hommes et femmes en une composante qui est « expliquée » (c.-à-d. en raison de caractéristiques changeantes) et en une composante qui est « inexpliquée » (c.-à-d. en raison d'une évaluation changeante du marché du travail ou d'une hétérogénéité non observée changeante). Le résumé de l'étude figure dans la conclusion.

2. Méthodologie

Les données utilisées dans l'étude proviennent des fichiers de microdonnées (20 %) du Recensement de la population pour les années 1981, 1991 et 2001. Deux résultats sur le marché du travail sont examinés, soit la probabilité de trouver un emploi (n'importe quel emploi ou un emploi à plein temps) et les revenus (parmi les travailleurs à plein temps travaillant toute l'année). Nous nous penchons sur les revenus annuels plutôt que sur les revenus hebdomadaires, étant donné qu'une grande partie du déclin de l'écart des revenus entre les sexes est attribuable à une augmentation du nombre de semaines travaillées. Même si on obtient dans le recensement les revenus de l'année précédente, nous nous reporterons, aux fins d'uniformité, aux années 1981, 1991 et 2001 au moment d'observer les variables de l'emploi et des revenus.

L'échantillon utilisé pour étudier les résultats de la question de l'emploi se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans qui faisaient partie de la population active pendant la semaine de référence du recensement. On a aussi limité les personnes de l'échantillon aux citoyens canadiens habitant dans un logement privé dans l'une des 10 provinces canadiennes. Cette restriction relativement à la citoyenneté canadienne est nécessaire pour assurer l'uniformité, étant donné que les résidents non permanents sont inclus dans le recensement depuis 1991.

Lorsque nous examinons les revenus, l'échantillon est identique à celui qui est susmentionné, sauf en ce qui concerne les conditions d'emploi. Dans le cas qui nous concerne, nous nous penchons sur les jeunes hommes et femmes qui travaillent à plein temps pendant toute l'année (c.-à-d. au moins 40 semaines dans un emploi rémunéré au cours de l'année précédente et principalement à plein temps pendant toute l'année, ou 30 heures par semaine ou plus en moyenne). De plus, nous avons sélectionné des travailleurs ayant gagné au moins 5 000 \$ (en dollars constants de 2000) au cours de

3. Murphy et Welch (1990) ont constaté qu'une partie substantielle de la croissance des gains dans une vie a lieu au cours des premières années après l'obtention du diplôme.

l'année précédente⁴. Les travailleurs à leur propre compte — identifiables par leur revenu net non nul de travailleur autonome — ne font pas partie de l'échantillon.

Les études conventionnelles ont décomposé les disparités salariales moyennes en ayant recours à la méthode Blinder-Oaxaca (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). Nous utiliserons la même méthode. Plus particulièrement, les disparités salariales sous forme de logarithmes peuvent être exprimées comme suit :

$$(1) \bar{Y}^M - \bar{Y}^F = b^M(\bar{X}^M - \bar{X}^F) + \bar{X}^F(b^M - b^F).$$

Le premier terme à droite représente la partie de l'écart qui est expliquée par des différences dans les caractéristiques (c.-à-d. la composante expliquée) et le deuxième terme correspond à la partie de l'écart qui est associée aux différences dans l'évaluation au prix du marché de ces caractéristiques ou qui est simplement causée par une hétérogénéité non observée, ou les deux (c.-à-d. la composante inexpliquée)⁵. La composante expliquée (inexpliquée) peut également être évaluée à l'aide des coefficients (caractéristiques) de la femme (de l'homme). Le premier terme est aussi décomposable par addition en fonction des caractéristiques particulières⁶.

Baker et coll. (1995) modifient la méthode Blinder-Oaxaca afin d'examiner l'évolution des disparités salariales, et nous adoptons une approche semblable. La décomposition qui s'ensuit est illustrée ci-dessous :

$$(2) (\bar{Y}_t^M - \bar{Y}_t^F) - (\bar{Y}_{t-10}^M - \bar{Y}_{t-10}^F) = \left[b_{t-10}^M(\bar{X}_t^M - \bar{X}_{t-10}^M) - b_{t-10}^F(\bar{X}_t^F - \bar{X}_{t-10}^F) \right] + \left[\bar{X}_t^M(b_t^M - b_{t-10}^M) - \bar{X}_t^F(b_t^F - b_{t-10}^F) \right].$$

Le premier terme à droite représente la partie du changement de l'écart qui est expliquée par des différences entre hommes et femmes quant à la modification de leurs caractéristiques (c.-à-d. la composante expliquée), et le deuxième terme correspond à la partie du changement de l'écart qui est liée aux différences entre hommes et femmes quant à la modification dans l'évaluation au prix du marché de ces caractéristiques ou à une modification de l'hétérogénéité non observée, ou les deux (c.-à-d. la composante inexpliquée).

Nous décomposerons également les différences dans les taux d'emploi à temps plein, mais ces valeurs seront toutefois obtenues à partir de modèles logits et probits (vu la nature dichotomique des résultats). La formule $\bar{Y} = F(\bar{X}b)$ constitue une hypothèse critique dans la technique de décomposition standardisée Blinder-Oaxaca. L'hypothèse est falsifiée dans les modèles non linéaires comme la méthode des logits ou des probits. Cependant, Fairlie (1999) a démontré que la méthode de décomposition Blinder-Oaxaca n'est qu'un cas spécial d'une décomposition plus générale et qu'elle peut être appliquée lorsque $\bar{Y} \neq F(\bar{X}b)$. Nous commençons avec l'identité suivante :

4. Il serait très inhabituel qu'une personne gagne moins de 5 000 \$ en travaillant à plein temps pendant toute l'année. En supposant que cette personne travaillait le nombre d'heures minimal et implicite (40 semaines à 30 heures par semaine = 1 200 heures), cela voudrait dire qu'elle ne gagnait que 4,17 \$ l'heure.
5. Il s'agit d'une notation standard : Y représente la variable des résultats (dans ce cas-ci les revenus sous forme de logarithmes) alors que les hommes et les femmes sont désignés par les exposants M et F, respectivement.
6. L'ordre des caractéristiques n'a pas d'incidence sur la valeur de la contribution de chaque variable.

$$(3) P_i = F(X_i b),$$

où P_i est la probabilité prédite d'emploi pour la personne i dont l'ensemble des caractéristiques est représenté par X_i . Par définition,

$$(4) \bar{P} = \sum_{i=1}^N F(X_i b) / N,$$

où \bar{P} est égal au taux d'emploi prévu moyen pour tout l'échantillon.⁷ À l'aide de notions simples d'algèbre, nous pouvons décomposer l'écart prévu moyen entre les sexes comme suit :

$$(5) \bar{P}^M - \bar{P}^F = \left[\sum_{i=1}^{N^M} F(X_i^M b^M) / N^M - \sum_{i=1}^{N^F} F(X_i^F b^M) / N^F \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^F} F(X_i^F b^M) / N^F - \sum_{i=1}^{N^F} F(X_i^F b^F) / N^F \right].$$

Le premier terme à droite représente la partie de l'écart qui est expliquée par des différences dans les caractéristiques (c.-à-d. la composante expliquée) et le deuxième terme correspond à la partie de l'écart qui est associée aux différences dans l'évaluation au prix du marché de ces caractéristiques ou qui est simplement causée par une hétérogénéité non observée, ou les deux (c.-à-d. la composante inexpliquée). Comme dans la méthode de décomposition Blinder-Oaxaca, la composante expliquée (inexpliquée) peut également être évaluée à l'aide des coefficients (caractéristiques) de la femme (de l'homme). Encore une fois, le premier terme est décomposable par addition en fonction des caractéristiques particulières⁸.

La contribution d'une caractéristique en particulier (disons x_1 dans un modèle à deux variables) est un peu plus complexe. Il faut d'abord estimer les régressions distinctes des hommes et des femmes pour chaque période. En supposant que $N_t^M = N_t^F$, et qu'il existe une correspondance biunivoque naturelle homme-femme, la contribution indépendante de $N_t^M = N_t^F$ est⁹ :

$$(6) \frac{1}{N_t^F} \left[\sum_{i=1}^{N_t^F} F(X_{1,i,t}^M b_{1,t}^F + X_{2,i,t}^F b_{2,t}^F) - F(X_{1,i,t}^F b_{1,t}^F + X_{2,i,t}^F b_{2,t}^F) \right].$$

Autrement dit, la contribution de x_1 est égale au changement de la moyenne des résultats prévus obtenue en remplaçant la répartition des femmes durant la période t par la répartition des hommes durant la période t . Encore une fois, nous pouvons également évaluer la contribution de x_1 en utilisant les coefficients masculins plutôt que les coefficients féminins. La taille des échantillons

7. Dans le modèle logit, cette variable est identique à la probabilité d'ensemble de l'échantillon. Dans la pratique, elle a une valeur généralement très près de la probabilité d'ensemble de l'échantillon d'un modèle probit. Pour nous en assurer, nous avons généré de nouveau tous les résultats d'un ensemble de modèles de probabilité linéaire et appliqué la méthode de décomposition Blinder-Oaxaca. L'exercice a produit des résultats qualitativement similaires.

8. Dans ce cas, l'ordre des caractéristiques est important. Par conséquent, nous vérifierons la robustesse des résultats en changeant l'ordre des variables.

9. La formule peut facilement être adaptée pour trois variables. En fait, c'est ce que nous faisons plus loin afin d'examiner la contribution de trois ensembles de variables relativement à l'écart de l'emploi à temps plein.

hommes et femmes est bien entendu probablement différente, et une correspondance biunivoque est nécessaire. Dans le but de répondre à ces questions, nous considérons un sous-échantillon aléatoire d'hommes que nous apparions à l'échantillon de femmes (en supposant que $N_t^M \succ N_t^F$). À partir des coefficients de régression regroupés, nous générons ensuite des résultats prévus pour chaque observation dans l'échantillon. Nous classons ensuite tous les hommes et toutes les femmes séparément et les apparions selon leur classement respectif. Cette approche permet d'apparier les hommes et les femmes ayant un ensemble de caractéristiques semblables qui produisent des résultats prévus similaires¹⁰.

L'équation (5) peut maintenant être facilement modifiée pour permettre l'analyse des changements dans l'écart des revenus entre les sexes au fil du temps, tout comme Baker et coll. (1995) l'ont fait à l'aide de la méthode de décomposition Blinder-Oaxaca. Nous adoptons une approche semblable dans le cadre de la méthode Fairlie. Plus particulièrement, le changement dans l'écart des revenus entre les sexes entre la période t et $t-10$ peut être exprimé comme suit :

$$(7) \left(\bar{P}_t^M - \bar{P}_t^F \right) - \left(\bar{P}_{t-10}^M - \bar{P}_{t-10}^F \right) = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{N_t^M} F(X_{i,t}^M b_{t-10}^M) \right] / N_t^M - \left[\sum_{i=1}^{N_{t-10}^M} F(X_{i,t-10}^M b_{t-10}^M) \right] / N_{t-10}^M \right\} - \left\{ \left[\sum_{i=1}^{N_t^F} F(X_{i,t}^F b_{t-10}^F) \right] / N_t^F - \left[\sum_{i=1}^{N_{t-10}^F} F(X_{i,t-10}^F b_{t-10}^F) \right] / N_{t-10}^F \right\} + \left\{ \left[\sum_{i=1}^{N_t^M} F(X_{i,t}^M b_t^M) \right] / N_t^M - \left[\sum_{i=1}^{N_{t-10}^M} F(X_{i,t}^M b_{t-10}^M) \right] / N_{t-10}^M \right\} - \left\{ \left[\sum_{i=1}^{N_t^F} F(X_{i,t}^F b_t^F) \right] / N_t^F - \left[\sum_{i=1}^{N_{t-10}^F} F(X_{i,t}^F b_{t-10}^F) \right] / N_{t-10}^F \right\}.$$

Le premier terme à droite représente la partie du changement de l'écart qui est expliquée par des différences entre hommes et femmes quant à la modification de leurs caractéristiques (c.-à-d. la composante expliquée), et le deuxième terme correspond à la partie du changement de l'écart qui est liée aux différences entre hommes et femmes quant à la modification de l'évaluation au prix du marché de ces caractéristiques ou à la modification de l'hétérogénéité non observée, ou les deux (c.-à-d. la composante inexpliquée). Une fois de plus, la composante expliquée (inexpliquée) peut également être évaluée à l'aide des coefficients (caractéristiques) de la période t ($t-10$).

Comme auparavant, la contribution d'une caractéristique en particulier (disons x_1 dans un modèle à deux variables) est un peu plus complexe. Il faut d'abord estimer les régressions distinctes des hommes et des femmes pour chaque période. En supposant que $N_t^M = N_{t-10}^M$ et $N_t^F = N_{t-10}^F$, et qu'il existe une correspondance biunivoque naturelle homme-femme dans les deux périodes, la contribution indépendante de x_1 est¹¹ :

10. Étant donné que nous devons utiliser un échantillon aléatoire d'hommes, la composante expliquée globale dans l'équation (5) peut être légèrement différente de la somme des sous-composantes expliquées de l'équation (6). Pour garantir l'égalité, nous générons la composante expliquée globale et la somme des sous-composantes expliquées en utilisant leur valeur moyenne calculée à partir de 100 échantillons aléatoires.

11. Encore une fois, la formule peut facilement être adaptée pour trois variables. C'est ce que nous faisons plus loin afin d'examiner la contribution de trois ensembles de variables relativement à la réduction dans l'écart de l'emploi à temps plein.

$$(8) \quad \frac{1}{N_{t-10}^M} \left[\sum_{i=1}^{N_{t-10}^M} F(X_{1,i,t}^M b_{1,t-10}^M + X_{2,i,t-10}^M b_{2,t-10}^M) - F(X_{1,i,t-10}^M b_{1,t-10}^M + X_{2,i,t-10}^M b_{2,t-10}^M) \right] -$$

$$\frac{1}{N_{t-10}^F} \left[\sum_{i=1}^{N_{t-10}^F} F(X_{1,i,t}^F b_{1,t-10}^F + X_{2,i,t-10}^F b_{2,t-10}^F) - F(X_{1,i,t-10}^F b_{1,t-10}^F + X_{2,i,t-10}^F b_{2,t-10}^F) \right].$$

Autrement dit, la contribution de x_1 est égale au changement de la moyenne des résultats prévus obtenue en remplaçant la répartition des hommes (femmes) durant la période t par la répartition des hommes (femmes) durant la période $t-10$. Encore une fois, nous pouvons également évaluer la contribution de x_1 en utilisant les coefficients pendant la période t . Étant donné que la taille des échantillons hommes et femmes est susceptible de changer au fil du temps et qu'une correspondance biunivoque est nécessaire, nous utilisons des sous-échantillons aléatoires de chaque sexe à la période t pour assurer une correspondance avec l'échantillon au cours de la période $t-10$ (en supposant que $N_t > N_{t-10}$). À partir des coefficients de régression regroupés, nous générons ensuite des résultats prévus pour chaque observation dans l'échantillon. Nous classons ensuite toutes les observations dans chaque période et les apparions selon leur classement respectif. Cette approche permet d'apparier les hommes (femmes) dans les deux périodes ayant un ensemble de caractéristiques semblables qui produisent des résultats prévus similaires¹².

3. Résultats

Composition

Nous allons entamer la section des résultats en décrivant la composition des jeunes hommes et des jeunes femmes pendant la période de 1981 à 2001. Rappelez-vous que deux échantillons ont été utilisés au cours de l'étude, ce qui signifie que deux ensembles de caractéristiques sont décrits. Généralement, les caractéristiques sont presque identiques dans les deux échantillons.

Le tableau 1 présente les moyennes des variables explicatives utilisées dans l'analyse. Comme il est indiqué dans l'introduction, les jeunes femmes ont toujours été plus susceptibles de posséder un grade universitaire que les jeunes hommes, et ce, depuis le début des années 1980. Toutefois, l'écart s'est considérablement creusé au cours des années 1990. Dans les deux échantillons, environ une jeune femme sur cinq avait un grade universitaire en 1991. En 2001, c'était une jeune femme sur trois. Au cours de la même période de dix ans, la proportion de jeunes hommes ayant un grade universitaire est passée de un sur six à un sur cinq.

12. Une fois de plus, nous générons la composante expliquée globale (équation [7]) et la somme des sous-composantes expliquées (équation [8]) en utilisant leur valeur moyenne calculée à partir de 100 échantillons aléatoires.

Tableau 1 Moyennes des variables compositionnelles

	Hommes			Femmes		
	1981	1991	2001	1981	1991	2001
Échantillon d'emploi ¹						
Sans diplôme d'études secondaires	0,266	0,224	0,157	0,213	0,152	0,091
Diplôme d'études secondaires	0,277	0,281	0,274	0,315	0,286	0,213
Certificat postsecondaire non universitaire	0,302	0,334	0,353	0,311	0,371	0,383
Grade universitaire	0,155	0,161	0,216	0,162	0,191	0,313
Marié	0,657	0,535	0,472	0,675	0,639	0,567
Célibataire	0,302	0,437	0,508	0,251	0,313	0,397
Veuf, séparé ou divorcé	0,041	0,028	0,020	0,075	0,048	0,036
Nombre d'enfants au sein de la famille économique	0,865	0,498	0,431	0,863	0,659	0,596
Provinces de l'Atlantique	0,085	0,082	0,071	0,082	0,083	0,074
Québec	0,267	0,251	0,235	0,259	0,246	0,232
Ontario	0,336	0,382	0,387	0,368	0,387	0,394
Provinces des Prairies	0,078	0,071	0,067	0,073	0,071	0,065
Alberta	0,120	0,102	0,118	0,104	0,100	0,108
Colombie-Britannique	0,115	0,113	0,122	0,114	0,113	0,127
Région rurale	0,221	0,193	0,153	0,183	0,183	0,144
Région urbaine de moins de 30 000	0,154	0,129	0,117	0,138	0,125	0,115
Région urbaine de 30 000 à 99 999	0,082	0,089	0,080	0,081	0,090	0,077
Région urbaine de 100 000 à 499 999	0,106	0,114	0,133	0,114	0,115	0,135
Région urbaine de 500 000 (sauf Mtl/Tor/Van)	0,164	0,162	0,174	0,173	0,164	0,170
Montréal	0,108	0,112	0,115	0,114	0,113	0,116
Toronto	0,116	0,146	0,163	0,142	0,153	0,173
Vancouver	0,049	0,056	0,065	0,056	0,058	0,070
Échantillon sous forme de logarithmes ²						
Sans diplôme d'études secondaires	0,242	0,193	0,140	0,174	0,119	0,071
Diplôme d'études secondaires	0,291	0,287	0,276	0,336	0,287	0,197
Certificat postsecondaire non universitaire	0,320	0,358	0,371	0,321	0,389	0,394
Grade universitaire	0,149	0,163	0,214	0,170	0,205	0,338
Semaines	50,22	50,41	50,29	50,34	50,61	50,18
Marié	0,698	0,579	0,512	0,632	0,615	0,561
Célibataire	0,261	0,393	0,468	0,294	0,341	0,407
Veuf, séparé ou divorcé	0,041	0,028	0,020	0,075	0,044	0,032
Nombre d'enfants au sein de la famille économique	0,868	0,504	0,434	0,627	0,446	0,430
Provinces de l'Atlantique	0,076	0,069	0,061	0,071	0,070	0,067
Québec	0,258	0,240	0,231	0,263	0,240	0,225
Ontario	0,358	0,410	0,410	0,386	0,424	0,419
Provinces des Prairies	0,071	0,066	0,063	0,070	0,066	0,062
Alberta	0,122	0,104	0,124	0,105	0,097	0,109
Colombie-Britannique	0,115	0,112	0,112	0,106	0,104	0,117
Région rurale	0,183	0,163	0,136	0,143	0,146	0,120
Région urbaine de moins de 30 000	0,161	0,132	0,121	0,123	0,111	0,105
Région urbaine de 30 000 à 99 999	0,086	0,092	0,082	0,079	0,086	0,073
Région urbaine de 100 000 à 499 999	0,109	0,118	0,137	0,114	0,117	0,135
Région urbaine de 500 000 (sauf Mtl/Tor/Van)	0,174	0,169	0,182	0,192	0,178	0,183
Montréal	0,110	0,111	0,113	0,124	0,119	0,120
Toronto	0,128	0,159	0,168	0,166	0,183	0,194
Vancouver	0,049	0,056	0,061	0,058	0,060	0,071

1. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans au sein de la population active pendant la semaine de référence du recensement.

2. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans qui étaient employés à temps plein toute l'année pendant l'année précédant le recensement, avec au moins 5 000 \$ de revenus et aucun revenu provenant d'un travail autonome.

Source : Statistique Canada, Recensements de la population de 1981, 1991 et 2001.

Les tendances observées dans les autres caractéristiques étaient plus ou moins comparables pour les jeunes hommes et les jeunes femmes. Le nombre moyen de semaines travaillées chez les travailleurs à temps plein toute l'année est resté inchangé entre 50 et 51 chez les deux sexes. La proportion de jeunes hommes et de jeunes femmes mariés a diminué de façon constante au cours de la période de 20 ans, quoiqu'un peu plus chez les hommes. De même, le nombre moyen d'enfants au sein de la famille économique a fléchi légèrement plus chez les jeunes hommes que chez les jeunes femmes.

Les autres variables se rattachent aux caractéristiques géographiques. L'Ontario compte à présent plus de jeunes hommes et de jeunes femmes qu'avant, bien que la hausse ait eu lieu principalement dans les années 1980. On a enregistré des baisses partout ailleurs au pays, sauf en Colombie-Britannique, dans l'échantillon d'emploi — on a relevé une hausse modérée au cours des années 1990. La population des jeunes hommes et des jeunes femmes dans les zones rurales et les petites zones urbaines a diminué durant la plus grande partie de la période. La baisse a été plus prononcée chez les jeunes hommes. Parmi les grands centres urbains, Toronto s'est attiré nettement plus de jeunes hommes et de jeunes femmes que Vancouver, tandis que Montréal n'a affiché aucun gain au cours de cette période.

Le tableau 2 montre la répartition des disciplines choisies par les diplômés postsecondaires. Au niveau universitaire, les femmes sont plus susceptibles que les hommes d'étudier dans les domaines de l'éducation, des arts, des lettres et sciences humaines, des sciences sociales, des sciences de la vie et de la santé. L'écart en éducation, en lettres et sciences humaines et en santé est particulièrement important. Par exemple, 20,6 % des jeunes femmes ayant un grade universitaire avaient une formation spécialisée en éducation comparativement à seulement 9,4 % des jeunes hommes (échantillon d'emploi de 2001).

Tableau 2 Distribution des disciplines

	Hommes				Femmes			
	CPNU ¹		Grade universitaire		CPNU ¹		Grade universitaire	
	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001
Échantillon d'emploi ²								
Éducation	0,015	0,023	0,077	0,094	0,064	0,101	0,201	0,206
Arts	0,041	0,046	0,020	0,023	0,125	0,114	0,035	0,033
Lettres et sciences humaines	0,028	0,039	0,086	0,094	0,033	0,042	0,121	0,120
Sciences sociales	0,046	0,070	0,197	0,183	0,059	0,096	0,223	0,238
Commerce	0,126	0,138	0,218	0,197	0,408	0,338	0,161	0,143
Sciences de la vie	0,058	0,052	0,047	0,047	0,045	0,040	0,060	0,059
Génie	0,643	0,583	0,184	0,184	0,080	0,089	0,032	0,043
Santé	0,026	0,032	0,051	0,049	0,173	0,168	0,111	0,105
Mathématiques, informatique et sciences physiques	0,014	0,015	0,120	0,126	0,010	0,010	0,056	0,052
Échantillon sous forme de logarithmes ³								
Éducation	0,013	0,021	0,070	0,090	0,063	0,101	0,196	0,206
Arts	0,035	0,039	0,013	0,014	0,103	0,095	0,026	0,024
Lettres et sciences humaines	0,024	0,034	0,067	0,080	0,032	0,040	0,115	0,112
Sciences sociales	0,049	0,073	0,188	0,180	0,059	0,095	0,215	0,238
Commerce	0,137	0,145	0,245	0,226	0,450	0,376	0,189	0,167
Sciences de la vie	0,050	0,048	0,041	0,043	0,036	0,037	0,057	0,055
Génie	0,649	0,597	0,208	0,199	0,086	0,091	0,033	0,045
Santé	0,026	0,030	0,038	0,039	0,160	0,153	0,107	0,100
Mathématiques, informatique et sciences physiques	0,013	0,013	0,129	0,127	0,011	0,010	0,061	0,052

1. Certificat postsecondaire non universitaire.

2. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans au sein de la population active pendant la semaine de référence du recensement.

3. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans qui étaient employés à temps plein toute l'année pendant l'année précédant le recensement, avec au moins 5 000 \$ de revenus et aucun revenu provenant d'un travail autonome.

Source : Statistique Canada, Recensements de la population de 1991 et 2001.

Les hommes sont plus susceptibles d'étudier dans les domaines du commerce, du génie ainsi que des mathématiques, de l'informatique et des sciences physiques. Par exemple, 18,4 % des jeunes hommes ayant un grade universitaire avaient une formation spécialisée en génie comparativement à seulement 4,3 % des jeunes femmes (échantillon d'emploi de 2001).

En général, les différences entre les sexes au niveau collégial sont qualitativement similaires. Toutefois, il existe deux importantes différences. D'abord, près des deux tiers des hommes ayant fait des études collégiales ont choisi le domaine du génie comparativement à un homme sur cinq ayant fait des études universitaires. Au niveau collégial, la proportion de femmes en génie n'est que légèrement plus élevée que celle au niveau universitaire (dans les deux cas, la proportion est inférieure à une femme sur dix). Ensuite, les femmes sont relativement plus susceptibles de choisir des programmes commerciaux que les hommes au niveau collégial. En fait, entre le tiers et la moitié des femmes ayant fait des études collégiales ont étudié dans le domaine du commerce.

Malgré la forte augmentation de la proportion de jeunes femmes ayant fait des études universitaires (tableau 1), les différences entre les sexes dans les disciplines universitaires choisies sont demeurées remarquablement stables au cours des années 1990. Il est à noter qu'il y a eu une légère augmentation de la proportion de femmes en génie, et ce, surtout aux dépens des femmes dans le domaine du commerce ou encore des mathématiques, de l'informatique et des sciences physiques. Au niveau collégial, les domaines choisis sont également demeurés relativement stables, bien que les domaines de l'éducation et des sciences sociales soient devenus plus populaires auprès des

femmes au cours des années 1990, et ce, en grande partie aux dépens des programmes commerciaux.

Résultats du marché de l'emploi

Passons maintenant aux différences entre les sexes tirées des résultats du marché de l'emploi. Ces résultats comprennent les taux d'emploi, les taux d'emploi à temps plein et les revenus moyens. Rappelez-vous que les taux d'emploi et d'emploi à temps plein sont calculés à partir d'un échantillon de participants à la population active, alors que les revenus moyens sont calculés à partir d'un échantillon de travailleurs à temps plein toute l'année.

Commençons par les taux d'emploi où nous ne notons qu'une légère différence entre les jeunes hommes et les jeunes femmes (tableau 3). En 1981, 93,4 % des jeunes hommes qui faisaient partie de la population active travaillaient comparativement à 91,4% des jeunes femmes. En 1991, les taux d'emploi ont chuté pour les deux sexes en raison de la récession, même si les jeunes femmes étaient alors légèrement plus susceptibles d'occuper un emploi que les jeunes hommes. Cet écart a persisté même lorsque l'économie s'est rapproché d'un sommet en 2001. Ces tendances se maintiennent généralement lorsque nous analysons les résultats par niveau de scolarité. Compte tenu des changements mineurs des taux d'emploi chez les deux sexes, la décomposition sera axée exclusivement sur les taux d'emploi à temps plein et les revenus moyens, qui affichent des tendances beaucoup plus intéressantes et sur lesquels nous allons maintenant porter notre attention.

Il n'est pas surprenant de constater que les jeunes hommes sont nettement plus susceptibles d'occuper un emploi à temps plein que les jeunes femmes. En 1981, l'écart se situait à 19,1 %. Au cours des 10 années suivantes, l'écart s'est rétréci considérablement pour atteindre 15,0 % en 1991. D'autres baisses se sont produites au cours des années 1990 et l'écart s'est établi à 13,5% en 2001. Fait intéressant, l'écart est demeuré remarquablement stable entre les jeunes hommes et les jeunes femmes n'ayant aucune formation postsecondaire. Parmi les diplômés postsecondaires universitaires et non universitaires, l'écart du taux d'emploi à temps plein a beaucoup diminué pendant la période de 20 ans (essentiellement dans les années 1980).

Tableau 3 Taux d'emploi et revenus moyens

	Hommes			Femmes			Écart en pourcentage		
	1981	1991	2001	1981	1991	2001	1981	1991	2001
Taux d'emploi ¹	0,934	0,878	0,917	0,914	0,887	0,923	2,1	-1,0	-0,6
Pas d'études secondaires	0,903	0,815	0,864	0,873	0,808	0,847	3,4	0,9	2,0
Études secondaires	0,940	0,878	0,914	0,915	0,878	0,905	2,7	-0,1	1,0
CPNU ⁴	0,945	0,897	0,930	0,929	0,904	0,933	1,7	-0,7	-0,4
Université	0,953	0,926	0,941	0,940	0,931	0,944	1,3	-0,6	-0,3
Taux d'emploi à temps plein ²	0,851	0,788	0,828	0,688	0,670	0,716	19,1	15,0	13,5
Pas d'études secondaires	0,810	0,718	0,771	0,625	0,560	0,603	22,8	22,0	21,7
Études secondaires	0,860	0,780	0,816	0,698	0,648	0,662	18,9	17,0	18,9
CPNU ⁴	0,872	0,818	0,851	0,697	0,689	0,725	20,1	15,8	14,8
Université	0,863	0,834	0,848	0,735	0,752	0,775	14,8	9,8	8,6
Revenus moyens (dollars constants de 2000) ³	40 131	36 405	36 536	29 744	29 211	29 995	25,9	19,8	17,9
Pas d'études secondaires	36 603	32 022	30 478	23 993	22 835	22 019	34,5	28,7	27,8
Études secondaires	38 929	34 227	32 804	27 793	26 451	25 506	28,6	22,7	22,2
CPNU ⁴	41 789	37 871	36 688	30 695	29 062	27 861	26,5	23,3	24,1
Université	44 652	42 219	45 054	37 684	37 066	36 782	15,6	12,2	18,4

1. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans au sein de la population active pendant la semaine de référence du recensement.
2. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans qui étaient employés pendant la semaine de référence du recensement.
3. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans qui étaient employés à temps plein toute l'année pendant l'année précédant le recensement, avec au moins 5 000 \$ de revenus et aucun revenu provenant d'un travail autonome.
4. CPNU = Certificat postsecondaire non universitaire.

Source : Statistique Canada, Recensements de la population de 1981, 1991 et 2001.

La tendance de l'écart global des revenus moyens était très semblable. Elle est passée de 25,9 % en 1981 à 17,9 % en 2001. Encore une fois, cette baisse est principalement survenue dans les années 80. La baisse des revenus moyens diffère, car elle était beaucoup plus courante parmi les diplômés d'un niveau autre que postsecondaire. L'écart des revenus moyens a en fait grimpé parmi les diplômés universitaires et n'a que légèrement diminué parmi les diplômés postsecondaires non universitaires. Toutefois, les tendances des revenus chez les jeunes femmes étaient très semblables dans tous les groupes d'enseignement. Une légère baisse a été enregistrée dans chaque cas au cours de la période de 20 ans. Les tendances intéressantes de revenus chez les jeunes hommes expliquent les tendances des écarts de revenus. Essentiellement, les revenus ont diminué assez considérablement chez les jeunes hommes n'ayant aucune formation postsecondaire (près de 6 000 \$ au cours de la période), surpassant ainsi de loin la baisse enregistrée chez les jeunes femmes. Même chez les jeunes hommes ayant des formations postsecondaires non universitaires, les revenus ont diminué d'environ 5 000 \$, ce qui représente toujours une baisse plus importante que celle qui a été enregistrée chez les jeunes femmes ayant des formations semblables (environ 3 000 \$). Parmi les jeunes hommes ayant étudié à l'université, on a observé une légère augmentation sur le plan des revenus. En fait, ils constituent le seul groupe d'enseignement à avoir affiché une hausse sur le plan des revenus au cours de la période. En revanche, les jeunes femmes ayant étudié à l'université ont enregistré une légère baisse de revenus au cours de la même période.

Le tableau 4 nous montre les résultats du marché du travail par discipline. Deux points clés doivent être mentionnés. D'une part, l'économie a commencé à rebondir après une période prolongée de stagnation à la fin de la décennie. Plus précisément, c'est à cette période que le secteur de la haute technologie a affiché une croissance exceptionnelle. Par conséquent, les revenus moyens des jeunes hommes travaillant dans les domaines du génie, du commerce ainsi que des mathématiques, de l'informatique et des sciences physiques ont considérablement augmenté durant les années 1990. D'autre part, les revenus moyens des femmes travaillant dans les domaines de l'éducation et de la santé ont en fait baissé au cours de cette période, probablement en raison du blocage ou de la réduction des salaires du secteur public. Ces résultats sont intéressants quand on sait que les hommes et les femmes ont continué de choisir ces domaines traditionnels durant les années 1990 (voir le tableau 2).

Tableau 4 Taux d'emploi, taux d'emploi à temps plein et revenus moyens par discipline

	Hommes				Femmes			
	CPNU ¹		Grade universitaire		CPNU ¹		Grade universitaire	
	1991	2001	1991	2001	1991	2001	1991	2001
Échantillon d'emploi ²								
Éducation	0,872	0,942	0,948	0,966	0,902	0,943	0,946	0,965
Arts	0,883	0,926	0,896	0,924	0,889	0,935	0,901	0,937
Lettres et sciences humaines	0,872	0,914	0,882	0,916	0,883	0,930	0,916	0,928
Sciences sociales	0,929	0,946	0,909	0,933	0,902	0,937	0,927	0,942
Commerce	0,926	0,944	0,935	0,949	0,901	0,931	0,934	0,944
Sciences de la vie	0,918	0,943	0,909	0,928	0,874	0,916	0,918	0,931
Génie	0,889	0,923	0,935	0,949	0,885	0,904	0,893	0,925
Santé	0,947	0,951	0,944	0,944	0,944	0,950	0,954	0,956
Mathématiques, informatique et sciences physiques	0,870	0,938	0,940	0,933	0,918	0,922	0,918	0,916
Taux d'emploi à temps plein ³								
Éducation	0,750	0,802	0,792	0,832	0,667	0,713	0,718	0,760
Arts	0,765	0,807	0,701	0,711	0,647	0,699	0,643	0,680
Lettres et sciences humaines	0,752	0,779	0,723	0,775	0,661	0,696	0,728	0,740
Sciences sociales	0,837	0,858	0,809	0,827	0,693	0,729	0,759	0,771
Commerce	0,854	0,867	0,870	0,894	0,723	0,763	0,813	0,843
Sciences de la vie	0,842	0,865	0,822	0,834	0,638	0,706	0,755	0,767
Génie	0,816	0,857	0,884	0,890	0,725	0,745	0,781	0,823
Santé	0,828	0,826	0,836	0,813	0,645	0,674	0,754	0,769
Mathématiques, informatique et sciences physiques	0,782	0,834	0,863	0,852	0,728	0,731	0,772	0,783
Revenus moyens (dollars constants de 2000) ⁴								
Éducation	32 571	30 534	37 528	35 552	26 980	25 757	36 039	33 877
Arts	33 287	30 827	31 616	34 529	23 970	23 928	28 743	29 524
Lettres et sciences humaines	32 699	31 331	34 432	36 420	27 830	27 544	32 723	33 214
Sciences sociales	41 884	36 928	40 199	41 684	29 350	28 561	35 375	35 133
Commerce	36 515	36 058	43 648	47 967	28 250	27 842	38 925	40 191
Sciences de la vie	31 793	29 903	36 333	36 354	24 696	24 054	33 846	33 076
Génie	38 865	38 255	46 370	52 067	32 214	30 504	43 652	44 867
Santé	38 210	36 689	49 685	46 907	34 684	30 507	43 871	42 841
Mathématiques, informatique et sciences physiques	38 988	37 150	43 126	49 534	32 596	32 278	39 969	41 301

1. Certificat postsecondaire non universitaire.

2. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans au sein de la population active pendant la semaine de référence du recensement.

3. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans qui étaient employés pendant la semaine de référence du recensement.

4. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans qui étaient employés à temps plein toute l'année pendant l'année précédant le recensement, avec au moins 5 000 \$ de revenus et aucun revenu provenant d'un travail autonome.

Source : Statistique Canada, Recensements de la population de 1991 et 2001.

Décompositions

Dans cette section, nous tentons d'expliquer les niveaux et les tendances en matière de différences entre les sexes relativement à l'emploi à temps plein et aux revenus. Nous commençons par estimer les modèles logits et les modèles probits de l'emploi à temps plein et les modèles des moindres carrés ordinaires des revenus sous forme de logarithmes pour chaque sexe et chaque année. Dans ces modèles, les variables explicatives incluses correspondent à celles qui sont décrites dans le tableau 1. D'autres modèles ont été estimés sur les diplômés universitaires et les diplômés postsecondaires non universitaires. Dans ces modèles, les variables sont semblables à celles qui sont décrites dans le tableau 1, à cette différence près que les variables relatives au niveau de scolarité sont remplacées par les variables relatives au domaine d'études (décrites dans le tableau 2). Étant donné que nous nous pencherons principalement sur les décompositions, nous ne présentons pas les résultats des estimations par régression. Ils sont toutefois disponibles sur demande.

Décompositions statiques

Tournons-nous maintenant vers les résultats des décompositions, en commençant par les différences statiques entre les sexes (à savoir les différences entre les sexes à diverses périodes). Celles-ci renvoient aux équations (1), (5) et (6) dans la section Méthodologie. Dans le tableau 5, l'écart dans la probabilité de l'emploi à temps plein est décomposé en une composante expliquée (X) et en une composante inexpliquée (b)¹³. Les résultats laissent entendre que l'écart est en grande partie inexpliqué. En fait, les différences compositionnelles semblent ne jouer aucun rôle. L'écart est considérablement réduit chez les diplômés universitaires, mais là encore il reste en grande partie inexpliqué. Toutefois, la partie expliquée de l'écart est plus importante chez les diplômés universitaires, ce qui s'explique par les différences sur le plan de leurs caractéristiques scolaires (et renvoie dans ce cas aux domaines d'études). Autrement dit, les différentes disciplines que les hommes et les femmes choisissent à l'université contribuent à la formation de l'écart sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein. Bien que l'on puisse observer cet effet au collège, il n'est pas aussi concluant.

13. Notez que les résultats présentés ici sont extraits des modèles probits; cependant, les résultats des modèles logits et des modèles de probabilité linéaire sont très semblables.

Tableau 5 Décompositions statiques de l'écart sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein^{1,2}

	1981			1991			2001		
	Écart	X ⁶	b ⁷	Écart	X ⁶	b ⁷	Écart	X ⁶	b ⁷
Méthode 1 ³									
Tous	0,1631	-0,0050	0,1681	0,1146	-0,0160	0,1306	0,1039	-0,0133	0,1171
Études	...	-0,0034	-0,0096	-0,0086	...
Famille	...	-0,0005	-0,0070	-0,0061	...
Région	...	-0,0011	0,0006	0,0014	...
Université	0,0831	0,0151	0,0680	0,0756	0,0096	0,0660
Études	0,0208	0,0132	...
Famille	-0,0066	-0,0058	...
Région	0,0010	0,0023	...
CPNU ⁵	0,1282	-0,0108	0,1390	0,1182	0,0094	0,1088
Études	-0,0071	0,0112	...
Famille	-0,0040	-0,0035	...
Région	0,0003	0,0017	...
Méthode 2 ⁴									
Tous	0,1631	-0,0060	0,1690	0,1146	0,0142	0,1005	0,1039	0,0084	0,0954
Études	...	-0,0017	-0,0055	-0,0076	...
Famille	...	-0,0009	0,0208	0,0162	...
Région	...	-0,0034	-0,0012	-0,0001	...
Université	0,0831	0,0161	0,0671	0,0756	0,0204	0,0552
Études	0,0097	0,0090	...
Famille	0,0060	0,0086	...
Région	0,0004	0,0027	...
CPNU ⁵	0,1849	0,0856	0,0993	0,1182	0,0267	0,0916
Études	0,0120	0,0059	...
Famille	0,0274	0,0203	...
Région	0,0462	0,0005	...

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Les résultats sont produits à partir des modèles probits de l'emploi à temps plein (dans la semaine de référence du recensement). Les modèles logits ont donné des résultats qualitativement similaires et sont disponibles sur demande.
2. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans au sein de la population active pendant la semaine de référence du recensement.
3. La partie expliquée de l'écart est évaluée à partir des coefficients masculins, et la partie inexpliquée de l'écart est évaluée à partir des caractéristiques féminines.
4. La partie expliquée de l'écart est évaluée à partir des coefficients féminins, et la partie inexpliquée de l'écart est évaluée à partir des caractéristiques masculines.
5. CPNU = Certificat postsecondaire non universitaire.
6. X = Composante expliquée de l'écart.
7. b = Composante inexpliquée de l'écart.

Source : Statistique Canada, Recensements de la population de 1981, 1991 et 2001.

L'histoire est quelque peu différente lorsque nous décomposons l'écart des revenus sous forme de logarithmes (tableau 6). Là encore, l'écart est en grande partie inexpliqué; toutefois, les différences compositionnelles contribuent d'une manière défavorable à l'écart en 1991 et 2001, principalement en raison des différences sur le plan des niveaux de scolarité. Autrement dit, le fait que les femmes soient plus susceptibles que les hommes d'avoir étudié à l'université semble être associé à une réduction des disparités salariales.

Tableau 6 Décompositions statiques des disparités salariales entre les sexes sous forme de logarithmes^{1,2}

	1981			1991			2001		
	Écart	X ⁶	b ⁷	Écart	X ⁶	b ⁷	Écart	X ⁶	b ⁷
Méthode 1 ³									
Tous	0,2952	0,0057	0,2895	0,2196	-0,0293	0,2489	0,1843	-0,0496	0,2339
Études	...	-0,0078	-0,0178	-0,0450	...
Famille	...	0,0129	-0,0065	-0,0082	...
Région	...	0,0034	-0,0002	0,0011	...
Semaines	...	-0,0029	-0,0048	0,0025	...
Université	0,1158	0,0385	0,0773	0,1608	0,0666	0,0941
Études	0,0452	0,0564	...
Famille	-0,0053	-0,0111	...
Région	-0,0030	0,0055	...
Semaines	0,0016	0,0158	...
CPNU ⁵	0,2615	0,0415	0,2201	0,2625	0,0481	0,2144
Études	0,0462	0,0543	...
Famille	-0,0017	-0,0055	...
Région	0,0003	0,0001	...
Semaines	-0,0034	-0,0008	...
Méthode 2 ⁴									
Tous	0,2952	-0,0299	0,3251	0,2196	-0,0442	0,2639	0,1843	-0,0633	0,2476
Études	...	-0,0154	-0,0268	-0,0563	...
Famille	...	-0,0081	-0,0059	-0,0046	...
Région	...	-0,0028	-0,0060	-0,0047	...
Semaines	...	-0,0036	-0,0055	0,0023	...
Université	0,1158	0,0250	0,0908	0,1608	0,0435	0,1173
Études	0,0334	0,0370	...
Famille	-0,0081	-0,0081	...
Région	-0,0017	0,0047	...
Semaines	0,0013	0,0099	...
CPNU ⁵	0,2615	0,0329	0,2286	0,2625	0,0313	0,2313
Études	0,0482	0,0388	...
Famille	-0,0061	-0,0007	...
Région	-0,0054	-0,0061	...
Semaines	-0,0038	-0,0008	...

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Les résultats sont produits à partir des modèles de moindres carrés ordinaires des revenus sous forme de logarithmes (dans l'année précédant le recensement).
2. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans qui étaient employés à temps plein toute l'année pendant l'année précédant le recensement, avec au moins 5 000 \$ de revenus et aucun revenu provenant d'un travail autonome.
3. La partie expliquée de l'écart est évaluée à partir des coefficients masculins, et la partie inexpliquée de l'écart est évaluée à partir des caractéristiques féminines.
4. La partie expliquée de l'écart est évaluée à partir des coefficients féminins, et la partie inexpliquée de l'écart est évaluée à partir des caractéristiques masculines.
5. CPNU = Certificat postsecondaire non universitaire.
6. X = Composante expliquée de l'écart.
7. b = Composante inexpliquée de l'écart.

Source : Statistique Canada, Recensements de la population de 1981, 1991 et 2001.

En revanche, les différences compositionnelles contribuent à l'écart entre les diplômés universitaires et les diplômés postsecondaires non universitaires. Là encore, cela est dû aux différences sur le plan des disciplines que les hommes et les femmes choisissent dans le cadre de leurs études postsecondaires. La preuve dans ce cas est nettement plus convaincante qu'elle ne l'était dans le tableau 5, où nous avons examiné l'écart sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein.

Décompositions dynamiques

Tournons-nous à présent vers l'objectif principal de l'étude qui consiste à examiner l'*évolution* des écarts sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein et du logarithme des revenus. À cette fin, nous nous penchons sur les décompositions dynamiques qui sont décrites dans les équations (2), (7) et (8) de la section Méthodologie.

Nous commençons par l'écart évolutif sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein (tableau 7). L'écart s'est réduit d'environ 5 points de pourcentage dans les années 1980, essentiellement en raison de la composition changeante. Il convient de noter que les facteurs inexplicables représentaient également une importante part de la baisse. Bien que l'écart soit resté inchangé dans les années 1990, la composition changeante a de nouveau contribué à une réduction de l'écart, quoique à un degré inférieur à celui des années 1980.

Tableau 7 Décompositions dynamiques de l'écart sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein^{1,2}

	1981 à 1991			1991 à 2001		
	Δ Écart	ΔX^6	Δb^7	Δ Écart	ΔX^6	Δb^7
Méthode 1 ³						
Tous	-0,0508	-0,0294	-0,0214	-0,0054	-0,0173	0,0118
Études	...	0,0048	0,0044	...
Famille	...	-0,0348	-0,0136	...
Région	...	0,0006	-0,0080	...
Université	-0,0080	-0,0033	-0,0047
Études	0,0011	...
Famille	-0,0046	...
Région	0,0002	...
CPNU ⁵	0,0029	-0,0002	0,0032
Études	0,0031	...
Famille	-0,0032	...
Région	-0,0001	...
Méthode 2 ⁴						
Tous	-0,0508	-0,0401	-0,0107	-0,0054	-0,0120	0,0065
Études	...	-0,0039	-0,0002	...
Famille	...	-0,0346	-0,0103	...
Région	...	-0,0015	-0,0015	...
Université	-0,0080	-0,0023	-0,0057
Études	0,0005	...
Famille	-0,0026	...
Région	-0,0002	...
CPNU ⁵	0,0029	-0,0015	0,0044
Études	0,0017	...
Famille	-0,0021	...
Région	-0,0011	...

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Les résultats sont produits à partir des modèles probits de l'emploi à temps plein (dans la semaine de référence du recensement). Les modèles logits ont donné des résultats qualitativement similaires et sont disponibles sur demande.
2. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans au sein de la population active pendant la semaine de référence du recensement.
3. La partie expliquée de l'écart est évaluée à partir des coefficients de la première période, et la partie inexpliquée de l'écart est évaluée à partir des caractéristiques de la dernière période.
4. La partie expliquée de l'écart est évaluée à partir des coefficients de la dernière période, et la partie inexpliquée de l'écart est évaluée à partir des caractéristiques de la première période.
5. CPNU = Certificat postsecondaire non universitaire.
6. X = Composante expliquée de l'écart.
7. b = Composante inexpliquée de l'écart.

Notes : La somme des contributions de toutes les composantes n'est pas égale à la contribution totale de toutes les composantes telles qu'elles sont produites à partir des méthodes 1 et 2. Cela est dû au fait que ces dernières sont évaluées à partir des coefficients de la première ou de la dernière période tandis que les premières sont évaluées sur la base des coefficients d'un modèle combiné. Consultez la section Méthodologie pour obtenir plus de détails.

Source : Statistique Canada, Recensements de la population de 1981, 1991 et 2001.

Au cours des deux décennies, le principal facteur de la contribution compositionnelle était le changement des caractéristiques familiales. Les jeunes hommes sont devenus graduellement plus enclins que les jeunes femmes à rester célibataires, et les célibataires sont généralement moins susceptibles d'être employés à temps plein. Les facteurs éducationnels n'ont pas contribué à réduire l'écart ou très peu.

En ce qui a trait aux disparités salariales sous forme de logarithmes, nous observons une forte réduction dans les années 1980, suivie d'une réduction moindre dans les années 1990 (tableau 8). La composition changeante a été le principal facteur de la réduction au cours des deux périodes, mais davantage dans les années 1990. En fait, le changement de l'écart dans les années 1990 a été presque totalement expliqué.

Tableau 8 Décompositions dynamiques des disparités salariales entre les sexes sous forme de logarithmes^{1,2}

	1981 à 1991			1991 à 2001		
	$\Delta\text{Écart}$	ΔX^6	Δb^7	$\Delta\text{Écart}$	ΔX^6	Δb^7
Méthode 1 ³						
Tous	-0,0756	-0,0537	-0,0219	-0,0353	-0,0367	0,0013
Études	...	-0,0160	-0,0330	...
Famille	...	-0,0337	-0,0094	...
Région	...	-0,0005	-0,0033	...
Semaines	...	-0,0035	0,0090	...
Université	0,0450	0,0072	0,0377
Études	-0,0050	...
Famille	-0,0037	...
Région	0,0035	...
Semaines	0,0125	...
CPNU ⁵	0,0010	-0,0069	0,0079
Études	-0,0001	...
Famille	-0,0069	...
Région	-0,0029	...
Semaines	0,0031	...
Méthode 2 ⁴						
Tous	-0,0756	-0,0512	-0,0244	-0,0353	-0,0371	0,0017
Études	...	-0,0151	-0,0345	...
Famille	...	-0,0327	-0,0068	...
Région	...	-0,0004	-0,0019	...
Semaines	...	-0,0029	0,0062	...
Université	0,0450	0,0022	0,0428
Études	-0,0050	...
Famille	-0,0030	...
Région	0,0061	...
Semaines	0,0041	...
CPNU ⁵	0,0010	-0,0079	0,0089
Études	-0,0037	...
Famille	-0,0038	...
Région	-0,0027	...
Semaines	0,0022	...

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Les résultats sont produits à partir des modèles de moindres carrés ordinaires des revenus sous forme de logarithmes (dans l'année précédant le recensement).
2. L'échantillon se compose d'hommes et de femmes âgés de 25 à 29 ans qui étaient employés à temps plein toute l'année pendant l'année précédant le recensement, avec au moins 5 000 \$ de revenus et aucun revenu provenant d'un travail autonome.
3. La partie expliquée de l'écart est évaluée à partir des coefficients de la première période, et la partie inexpliquée de l'écart est évaluée à partir des caractéristiques de la dernière période.
4. La partie expliquée de l'écart est évaluée à partir des coefficients de la dernière période, et la partie inexpliquée de l'écart est évaluée à partir des caractéristiques de la première période.
5. CPNU = Certificat postsecondaire non universitaire.
6. X = Composante expliquée de l'écart.
7. b = Composante inexpliquée de l'écart.

Source : Statistique Canada, Recensements de la population de 1981, 1991 et 2001.

Dans les années 1980, les caractéristiques familiales étaient le principal facteur compositionnel de la diminution des disparités salariales sous forme de logarithmes. Toutefois, contrairement à l'écart sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein, le niveau de scolarité a joué un (petit) rôle dans la réduction des disparités salariales. En revanche, l'éducation était la principale force motrice de la réduction de l'écart dans les années 1990. En fait, l'éducation a expliqué presque entièrement la réduction de l'écart au cours de la décennie. Toutefois, contrairement aux années 1980, les autres caractéristiques n'ont généralement pas contribué à réduire l'écart. En outre, aucune partie de la réduction de l'écart n'était pour ainsi dire inexpliquée. Cela pourrait faire penser que les forces du marché n'ont pas contribué à réduire l'écart, tout comme dans les années 1980. Par ailleurs, cela pourrait laisser entendre que les caractéristiques non observées des hommes et des femmes sont demeurées stables dans les années 1990, contrairement à la situation des années 1980. Quoiqu'il en soit, il en résulte que les disparités salariales globales n'ont diminué que modérément au cours des années 1990 en dépit d'un niveau de scolarité qui augmente rapidement chez les jeunes femmes.

Les années 1990 ont également constitué une période de tendances divergentes sur le plan des disparités salariales sous forme de logarithmes. Dans l'ensemble, ces dernières ont modérément diminué au cours de la période. Au niveau collégial, aucun changement n'a été enregistré au cours de la période. En revanche, l'écart *s'est creusé* modérément au niveau universitaire. Le fait que les hommes et les femmes aient continué à sélectionner des domaines d'études traditionnels pourrait avoir freiné la réduction de l'écart dans les années 1990. En fait, il pourrait avoir contribué à creuser l'écart. D'une part, les femmes sont nettement plus susceptibles d'étudier en santé et en éducation, deux secteurs largement publics qui ont connu d'importants blocages et réductions des salaires dans les années 1990. D'autre part, les hommes sont plus susceptibles d'étudier dans les domaines du génie et d'autres domaines technologiques, ce qui s'est avéré un choix lucratif au cours de l'explosion de la haute technologie de la fin des années 1990 (voir le tableau 4). Par ailleurs, la hausse rapide du nombre de femmes fréquentant les universités pourrait avoir élargi vers le bas la répartition des caractéristiques non observées liées au revenu, ce qui pourrait expliquer pourquoi la composante inexpliquée est si dominante.

4. Conclusion

Il est parfaitement établi que les jeunes femmes ont gagné du terrain par rapport aux jeunes hommes en ce qui a trait au niveau de scolarité. En 1981, 16,2 % des femmes et 15,5 % des hommes âgés de 25 à 29 ans appartenant à la population active possédaient un grade universitaire. L'écart ne s'est creusé que modérément en 1991, où 19,1 % des jeunes femmes et 16,1 % des jeunes hommes détenaient un grade universitaire. En 2001, l'écart s'est considérablement creusé : 31,3 % des jeunes femmes et 21,6 % des jeunes hommes possédaient un grade universitaire. L'objectif de la présente étude est d'évaluer le rôle du niveau de scolarité qui augmente rapidement chez les jeunes femmes en expliquant les tendances sur le plan de l'écart entre les sexes en matière de résultats sur le marché du travail, tels que l'obtention d'un emploi à temps plein et d'un revenu.

L'écart entre les sexes sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein (chez les participants à la population active) s'est réduit dans les années 1980, ce qui a été fortement lié à la nouvelle composition familiale des jeunes hommes et des jeunes femmes, ainsi qu'aux facteurs non expliqués. Les jeunes hommes sont devenus graduellement plus enclins que les jeunes femmes à rester célibataires, et les célibataires sont généralement moins susceptibles d'être employés à temps plein. Les facteurs éducationnels n'ont pas contribué à réduire l'écart ou très peu. En revanche, l'écart est resté pour ainsi dire inchangé dans les années 1990.

En ce qui concerne les disparités salariales sous forme de logarithmes (chez les travailleurs à temps plein toute l'année), nous observons une forte réduction dans les années 1980, principalement liée aux caractéristiques familiales changeantes et aux facteurs inexpliqués. Toutefois, contrairement à l'écart sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein, le niveau de scolarité a joué un (petit) rôle dans la réduction des disparités salariales au cours de cette période.

En revanche, l'éducation était la principale force motrice de la (petite) réduction de l'écart dans les années 1990. En fait, l'éducation a expliqué presque entièrement la réduction de l'écart au cours de la décennie. Toutefois, contrairement aux années 1980, les autres caractéristiques n'ont généralement pas contribué à réduire l'écart, et aucune partie de la réduction de l'écart n'était pour ainsi dire inexpliquée. Le manque de réduction inexpliquée sur le plan de l'écart a été en réalité le facteur le plus important du ralentissement de la convergence sur le plan des disparités salariales dans les années 1990. Aux États-Unis, Blau et Kahn (2004) ont étudié la question du ralentissement de la convergence dans les disparités salariales entre les sexes. Ils trouvent eux aussi que le principal facteur contribuant au ralentissement de la convergence salariale est l'« écart inexpliqué ». Plus précisément, ils trouvent des preuves selon lesquelles les changements relatifs à la sélectivité de la main-d'œuvre, les changements en matière de différences entre les sexes sur le plan des capacités non mesurées et de la discrimination sur le marché du travail, ainsi que les changements liés à l'avantage relatif des fluctuations de l'offre et de la demande ont tous contribué à expliquer le ralentissement de la convergence des disparités salariales entre les sexes.

Dans les années 1990, les disparités salariales *ont* en fait *augmenté* modérément au niveau universitaire, mais elles sont restées inchangées au niveau collégial. La relative stabilité observée dans les disciplines que les hommes et les femmes ont continué de choisir à l'université pourrait avoir freiné la réduction de l'écart dans les années 1990. Cette stabilité pourrait en fait avoir contribué à creuser l'écart. Les diplômés des domaines de la santé et de l'éducation (domaines à dominance féminine) ont fait face à une compression des dépenses publiques, et l'explosion de la haute technologie a aidé les diplômés du génie et d'autres domaines technologiques (domaines à dominance masculine). Par ailleurs, la hausse rapide du nombre de femmes fréquentant les universités pourrait avoir élargi vers le bas la répartition des caractéristiques non observées liées au revenu, ce qui pourrait expliquer pourquoi la composante inexpliquée est si dominante. La discipline n'était pas disponible dans les données des États-Unis utilisées par Blau et Kahn (2004). Il est toutefois probable que celle-ci était aussi un facteur dans leurs résultats.

Pourquoi le niveau de scolarité qui augmente rapidement chez les jeunes femmes a-t-il contribué à réduire les disparités salariales dans les années 1980 (dans une certaine mesure) et dans les années 1990 (dans une plus grande mesure)? Par contre, pourquoi a-t-il joué un rôle relativement insignifiant dans la réduction de l'écart sur le plan de la probabilité de l'emploi à temps plein au cours de ces périodes? La réponse pourrait simplement résider dans le fait que l'éducation est plus fortement associée aux revenus qu'à la localisation de l'emploi à temps plein; par conséquent, des augmentations similaires du niveau de scolarité correspondraient à une hausse plus importante des revenus que de la probabilité d'être employé à temps plein. Si nous revenons aux résultats descriptifs du tableau 3, nous observons que les ratios des gains de l'université et de l'école secondaire sont toujours nettement supérieurs aux ratios de l'emploi à temps plein de l'université et de l'école secondaire chez les jeunes hommes et les jeunes femmes pour chaque année considérée, ce qui laisse entendre que l'éducation est plus fortement associée au revenu qu'à l'emploi à temps plein.

Bibliographie

- Baker, M., D. Benjamin, A. Desautniers et M. Grant. 1995. « The distribution of the male/female earnings differential, 1970-1990 ». *Revue canadienne d'économique*. 28, 3 : 479–501.
- Blau, F. et L.M. Kahn. 2004. « The US gender pay gap in the 1990s: Slowing convergence ». Série de documents de recherche du National Bureau of Economic Research, n° 10853.
- Blinder, A.S. 1973. « Wage discrimination: Reduced form and structural estimates ». *Journal of Human Resources*. 8, 4 : 436–455.
- Christofides, L. et R. Swidinsky. 1994. « Wage determination by gender and visible minority status: Evidence from the 1989 LMAS ». *Analyse de politiques*. 20, 1 : 34–51.
- Drolet, M. 2001. *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada*. Direction des études analytiques, documents de recherche. N° 11F0019MIF2001157 au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.
- Fairlie, R. 1999. « The absence of the African-American owned business: An analysis of the dynamics of self-employment ». *Journal of Labor Economics*. 17, 1 : 80–108.
- Finnie, R. et T. Wannell. 2004. *L'évolution de l'écart des gains entre les sexes chez les diplômés des universités canadiennes*. Direction des études analytiques, documents de recherche. N° 11F0019MIF2004235 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Gunderson, M. 1998. *Les femmes et le marché du travail canadien : transitions vers l'avenir*. Monographies du Recensement de 1991. N° 96-321-MPF1998002 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Murphy, K. et F. Welch. 1990. « Empirical age-earnings profiles ». *Journal of Labor Economics*. 8, 2 : 202–229.
- Oaxaca, R. L. 1973. « Male-female wage differentials in urban labor markets ». *International Economic Review*. 14, 3 : 693–709.
- Wannell, T. 1989. *L'écart persistant : étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires*. Direction des études analytiques, documents de recherche. N° 11F0019MIF1989026 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.